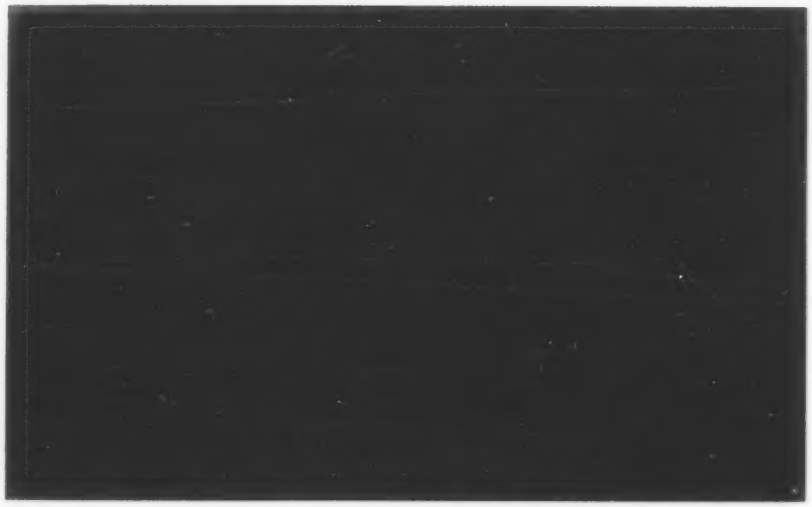
CENTRE DE RECHERCHE
SUR LES TRANSPORTS
(C.R.T.)
CENTRE FOR RESEARCH
ON TRANSPORTATION

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL
ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES COMMERCIALES
ÉCOLE POLYTECHNIQUE



CENTRE DE RECHERCHE SUR LES TRANSPORTS
UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL
C.P. 6128, SUCCURSALE A
MONTRÉAL
CANADA H3C 3J7

TÉLÉPHONE : (514) 343-7575
EMAIL : crt@crt.umontreal.ca
TÉLÉCOPIEUR (FAX) : (514) 343-7121

CRT-836

Rendements d'échelle, progrès technique et croissance de la productivité dans les industries québécoises et ontarienne de transport par camion, 1981–1988*

par

Georges Dionne[1]
Robert Gagné[2]

[1] Département de sciences économiques et Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, C.P. 6128, succursale A, Montréal, Québec H3C 3J7

[2] Institut d'économie appliquée, École des Hautes Études Commerciales, 5255 avenue Decelles, Montréal, Canada H3T 1V6 et Centre de recherche sur les transports.

* Une version préliminaire de cet article a été présentée au 31ième Congrès annuel de la Société canadienne de Science économique, Université Laval, mai 1991. Nous tenons à remercier J.R. Larocque de Statistique Canada pour sa collaboration dans la construction de la banque de données et le Fonds F.C.A.R. pour son soutien financier.

Centre de recherche sur les transports — Publication #836
Département de sciences économiques — Cahier #9210
Institut d'économie appliquée — Cahier IEA-92–05

Juin 1992

Dépôt légal – 2e trimestre 1992

93-01781/

Résumé

Dans la première partie de l'article, nous mettons à jour les résultats de Gagné et Dionne (1988). Nous montrons que les industries québécoise et ontarienne de transport par camion avaient une structure de coûts durant la période 1981-1988, qui pouvait permettre la libre concurrence à long terme; ce qui justifie la déréglementation de l'industrie. Les résultats indiquent également que les petites entreprises avaient des coûts moyens supérieurs aux grandes entreprises et que les coûts moyens des entreprises de l'Ontario étaient supérieurs à ceux des entreprises du Québec. Dans la deuxième partie de l'article, nous montrons que la croissance de la productivité a été négative pour la période d'analyse au Québec et plutôt nulle en Ontario, une tendance aussi observée aux États-Unis par R.J. Gordon (1991).

Mots clés : coûts, données de panel, rendements d'échelle, progrès technique, croissance de la productivité, industries du transport par camion, Québec, Ontario.

Abstract

In the first part of the article we present an update of Gagné and Dionne (1988) results. We show that trucking industries in Quebec and Ontario had a cost structure, during the period 1981-1988, that corresponds to a competitive industry; this justifies the recent deregulation moves. The results also show that small firms had higher costs than large firms and that firms in Ontario had higher costs than those in Quebec. In the second part of the article, we obtain that productivity growth declined sharply during the same period in Quebec and was on average constant in Ontario, results that are similar to those obtained by R.J. Gordon (1991) for the US trucking industry.

Key words : costs, panel data, economies of scale, technical change, productivity, trucking industry, Quebec, Ontario.

Introduction

Dans un article précédent (Gagné et Dionne, 1988) nous avons présenté une étude économétrique des fonctions de coûts des entreprises québécoises et ontariennes de transport par camion. Nos résultats indiquaient que les firmes de grande taille opéraient à rendements constants durant la période 1981-1985. Ils démontraient également que les grandes firmes avaient des coûts moyens inférieurs à ceux d'une firme de taille moyenne. Finalement une comparaison des coûts des transporteurs québécois et ontariens nous avaient permis de conclure que les entreprises québécoises avaient été plus performantes que les entreprises ontariennes durant cette période.

Le but de cet article est double. D'une part nous voulons mettre à jour les résultats de l'étude précédente et vérifier si les mêmes conclusions peuvent être obtenues pour la période 1981-1988, période caractérisée par des changements de réglementation, soit en 1984 et 1988. Ces résultats étaient importants car la vérification de rendements d'échelle constants pour les firmes de grande taille justifiait la libéralisation de l'industrie. Par contre, ils permettaient de prédire également que les petites entreprises n'ayant pas atteint un certain seuil de production auraient de la difficulté à survivre aux changements de réglementation.

La deuxième partie de l'article étudie l'évolution du progrès technique et de la productivité dans les industries québécoise et ontarienne de transport par camion durant la même période. Dans une étude récente du National Bureau of Economic Research, Gordon (1991) a mesuré une baisse importante de la croissance de la productivité dans l'industrie américaine du camionnage depuis la fin des années 1970. En particulier, il a évalué que le taux de croissance annuel moyen de la productivité durant la période 1978-1987 était de 0.9% alors qu'il avait été de 1.9% durant la période 1948-1978. Ces résultats ont été obtenus à l'aide d'un modèle agrégé parce que l'utilisation de données de panel complètes d'entreprises individuelles ne lui aurait pas permis d'avoir un nombre d'observations suffisant sur toute la période d'analyse.

Dans cet article, nous utilisons une méthodologie permettant l'analyse du progrès technique avec un échantillon incomplet de firmes. Nous montrons également comment il est

possible de tenir compte des effets du changement des qualités de l'extrant afin d'épurer le taux de croissance de la productivité observée des effets des changements de qualités. L'approche économétrique traditionnelle d'estimation du progrès technique et de la croissance de la productivité par le biais de la fonction de coût implique trois hypothèses importantes: efficacité technique (toutes les observations sont sur la fonction de production), efficacité allocative (minimisation des coûts) et concurrence parfaite sur les marchés des facteurs de production. De plus, l'identification du taux de croissance de la productivité requiert des qualités d'extrant constantes dans le temps et entre les entreprises (Dionne et Gagné, 1992). Enfin, les modèles connus (Baltagi et Griffin, 1988; Denny, Fuss et Waverman,1981; Friedlaender et Schur Bruce, 1985; Friedlaender et Wang Chiang, 1983) utilisent des données de panel complètes c'est-à-dire un échantillon composé uniquement de firmes pour lesquelles sont disponibles des données sur toute la période d'analyse. Cette méthode simple permet d'attribuer les mouvements de la fonction de coût à des changements technologiques plutôt qu'à des changements dans la composition de l'échantillon.

Il est important de noter ici que la plupart des échantillons observés sont incomplets et que la création d'échantillons complets avec un nombre limité d'entreprises ayant des données sur toute la période peut introduire des biais de sélection importants si les entreprises retenues ont des caractéristiques différentes de celles de l'ensemble de l'industrie. Cette lacune peut être particulièrement importante pour les industries caractérisées par des entrées et des sorties de firmes (ou même des fusions), une réalité particulièrement reconnue en phase de déréglementation comme celle du transport par camion. Les entrées et les sorties de firmes d'un échantillon peuvent être également expliquées par des données manquantes ou des observations non utilisables.

Les données des industries québécoise et ontarienne de camionnage se prêtent bien à notre problématique. D'une part, les entreprises de camionnage ont des réseaux de transport complexes ce qui oblige les chercheurs à utiliser des variables de qualités d'extrant ou, plus généralement, des caractéristiques technologiques pour estimer adéquatement les coûts. Cette procédure permet l'évaluation du progrès technique et la croissance de la productivité pour un réseau donné. De plus, l'industrie québécoise du camionnage a subi des changements de réglementation durant la période d'analyse. Enfin, notre échantillon

d'entreprises est très incomplet et s'être limité à construire une banque de données complète aurait réduit considérablement le nombre d'entreprises (soit 6 pour le Québec et 7 pour l'Ontario).

La section 1 présente la mise à jour des résultats de l'article de Gagné et Dionne (1988). La section 2 introduit la méthodologie pour évaluer empiriquement le progrès technique lorsque les données de panel sont incomplètes et donne les résultats économétriques obtenus. Une courte conclusion (section 3) résume les principaux résultats et discute de leur pertinence pour évaluer l'effet des politiques de déréglementation des industries québécoise et ontarienne de transport par camion.

1. Estimation des rendements d'échelle des entreprises québécoises et ontariennes de transport par camion (1981-1988)

Dans cette section, nous présentons une mise à jour des résultats de Gagné et Dionne (1988)[1]. D'une façon générale, la fonction de coût total à estimer prend la forme suivante:

$$CT = C(y, w, q, A) \qquad (1)$$

où CT représente les coûts totaux;

y mesure l'extrant;

w est un vecteur des prix des intrants;

q est un vecteur des qualités de l'extrant;

A est un indice de progrès technique[2].

Cette fonction de coût (ou le logarithme naturel de celle-ci) peut être approximée par une expansion en séries de Taylor autour de la moyenne des variables de l'échantillon. Les résultats que nous présentons dans cette section ont été obtenus d'une approximation d'ordre deux qui satisfait les exigences minimales de flexibilité (Diewert et Wales, 1987).

---

1 Le cadre méthodologique n'est pas repris en détail ici. Le lecteur peut se référer à l'article original et à Gagné (1988) pour une discussion plus détaillée.

2 En particulier, A peut être mesuré par un terme de tendance (t) ou peut être estimé.

Les données utilisées proviennent de deux enquêtes de Statistique Canada: i) l'enquête sur les transporteurs routiers (MCF) et ii) l'enquête sur le transport des marchandises (TOD). Les mêmes critères de sélection des entreprises que ceux de l'étude précédente ont été utilisés:

1) Cinquante pour cent ou plus de la production devait être du transport de marchandises générales;

2) Cinquante pour cent ou plus des recettes provenait du transport intraprovincial;

3) Pour être retenue, une entreprise devait déclarer avoir utilisé chacun des quatre intrants et avoir des coût totaux, un niveau de production, des caractéristiques technologiques et des prix d'intrants strictement positifs.

Étant donné que dans cette section de l'article nous ne sommes pas préoccupés par la mesure du progrès technique, nous avons pu utiliser toutes les informations statistiques disponibles qui répondaient aux trois critères de sélection même si plusieurs firmes n'avaient pas des données complètes sur toute la période. Afin de pouvoir comparer nos résultats directement avec ceux de Gagné et Dionne (1988), nous avons préparé deux échantillons. Un premier échantillon (E1) de 803 observations a été créé. Il regroupe des informations sur des firmes québécoises et ontariennes pour la période allant de 1981 à 1988 inclusivement. A partir de ce premier échantillon, un sous-échantillon (E2) de grandes firmes a été construit. Il contient toutes les firmes dont la taille (mesurée par le nombre d'expéditions) est plus grande ou égale à la taille moyenne des firmes de E1. Ce sous-échantillon de 162 observations a été créé pour étudier les coûts et les rendements d'échelle des grandes firmes.

Les définitions des variables utilisées dans les différents modèles économétriques sont les suivantes :

CT = coûts totaux, soit les frais totaux d'exploitation (dépenses totales en essence, main d'oeuvre, capital et autres) ($);

w_1 = prix de l'essence, soit le rapport entre les dépenses totales en carburant (taxes incluses) et la consommation de carburant en litres ($/litre);

w_2 = prix de la main d'oeuvre, soit le rapport entre les traitements et salaires des chauffeurs et des aides et le nombre de chauffeurs et d'aides ($/homme-année);

w_3 = prix du capital, soit le rapport entre les frais de capital et le stock de capital. Les frais de capital sont définis comme les dépenses relatives au maintien du capital (entretien), à l'amortissement et au coût d'opportunité (10% de la valeur du stock de capital); et le stock de capital est défini comme la valeur comptable de chaque bien d'exploitation de l'entreprise (valeur nette);

w_4 = prix des autres facteurs, un indice Divisa des prix de tous les autres facteurs non mentionnés plus haut (publicité, transport acheté ou loué, administration, assurance, etc.);

y = production effective, soit le nombre total d'expéditions transportées par la firme[3];

q_1 = distance moyenne d'une expédition (kilomètres);

q_2 = poids moyen d'une expédition (tonne);

q_3 = charge moyenne, soit le rapport entre le poids total transporté par la firme et la distance totale parcourue par les camions (tonnes/véhicule-kilomètre);

q_4 = coût unitaire de l'assurance, soit le rapport entre les coûts totaux d'assurance pour pertes ou dommages de marchandises et les tonnes-kilomètres transportées par la firme ($/tonne-kilomètre);

t = terme de tendance, t = 1 pour 1981, t = 2 pour 1982, t = 3 pour 1983, t = 4 pour 1984, t = 5 pour 1985, t = 6 pour 1986, t = 7 pour 1987 et t = 8 pour 1988;

---

[3] Gagné (1990) a montré que le nombre total d'expéditions est une mesure de production équivalente aux tonnes-kilomètres pour le type de spécification employée ici.

D = variable dichotomique de région, D = 0 pour une entreprise du Québec et D = 1 pour une entreprise de l'Ontario. Afin d'obtenir suffisamment d'observations pour l'échantillon (E2), les fonctions de coût du Québec et de l'Ontario ont été estimées ensemble. Par hypothèse, la variable dichotomique (D) affecte seulement les termes du premier ordre pour l'Ontario[4], les termes du deuxième ordre sont supposés être les mêmes pour les deux provinces.

(Tableau 1 ici)

Les moyennes des différentes variables sont présentées au tableau 1 et les résultats économétriques pertinents à notre discussion sont présentés au tableau 2.

(Tableau 2 ici)

À la lecture du tableau 2, nous constatons que les résultats économétriques sont semblables à ceux de la période 1981-1985. En effet, nous remarquons que les coefficients de la variable d'extrant (b_y) et de la variable d'extrant au carré (b_{yy}) sont positifs et significatifs à un seuil de 1 % pour l'échantillon (E1) mais que seul (b_y) est significatif pour l'échantillon (E2). Tous les autres coefficients ont le signe attendu lorsqu'ils sont significativement différents de zéro. Si nous considérons que les prix des intrants et les caractéristiques technologiques sont à leur valeur moyenne[5], la forme de la fonction de coût moyen ne dépend que des paramètres b_y et b_{yy}. Lorsque $b_{yy} > 0$, la fonction de coût moyen a une forme en U avec son minimum à $\bar{y}$ (la moyenne échantionnalle de y) si $b_y = 1$. Son minimum est à $y > \bar{y}$ si $b_y < 1$ et il est à $y < \bar{y}$ si $b_y > 1$. Lorsque $b_{yy} = 0$, la fonction de coût moyen est constante si $b_y = 1$ ou croît (décroît) exponentiellement si $b_y > 1$ (< 1).

Les résultats obtenus indiquent pour l'échantillon (E2) que les coefficients de l'Ontario et du Québec sont $b_y = 1$ et $b_{yy} = 0$ ce qui indique des rendements constants. Par contre,

---

[4] Cette hypothèse qui suggère que les technologies sont différentes entre les deux provinces a été testée à l'aide d'un test du ratio de vraisemblance. Nous avons pu rejeter l'hypothèse voulant que les technologies des deux provinces soient les mêmes. Les détails sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

[5] Voir Gagné (1988) pour une plus longue discussion à ce sujet.

pour l'échantillon (E1), $b_y < 1$ et $b_{yy} > 0$ ce qui implique que la courbe de coût moyen des firmes de cet échantillon est en forme de U avec son minimum à la droite du niveau moyen de production de l'échantillon[6]. Les deux résultats confirment ceux obtenus dans Gagné et Dionne (1988). Nous observons que les grandes firmes ont des coûts moyens inférieurs à ceux de la moyenne des firmes de l'échantillon (E1) ce qui soutient la conclusion obtenue en 1988 sur l'effet de la déréglementation de l'industrie : cette déréglementation devait surtout affecter les petites entreprises si celles-ci ne s'ajustaient pas. De plus, nous avons indiqué que la déréglementation ne devrait pas engendrer de monopolisation du marché par quelques grandes firmes. Étant donné que les firmes de l'échantillon (E2) produisent à coûts constants, elles n'ont pas avantage à se livrer à une concurrence coupe-gorge pour accroître leurs parts de marché et, à long terme, le marché devrait être très concurrentiel. Finalement, les résultats indiquent encore que les entreprises québécoises ont des coûts de production plus faibles qu'en Ontario. Nous remarquons en effet que la constante (ici le logarithme des coûts totaux d'une firme moyenne) est toujours plus petite au Québec qu'en Ontario[7].

Ces résultats ont été obtenus en supposant que les entreprises du Québec et de l'Ontario avaient les mêmes coefficients pour tous les termes d'ordre deux. Cette hypothèse de travail peut être critiquée particulièrement pour le coefficient b_{yy} puisque celui-ci est très important pour les conclusions précédentes. Cette critique peut être justifiée si la taille moyenne des firmes des deux provinces est très différente, ce qui semble être le cas ici (voir tableau 4). Nous avons donc réestimé les fonctions de coût pour les deux échantillons en admettant que b_{yy} puisse être différent entre les deux provinces. Le tableau 3 donne les nouvelles valeurs estimées de b_{yy} pour les deux échantillons et les deux provinces. Nous n'avons pas reproduit les autres coefficients puisqu'ils sont essentiellement les mêmes que ceux obtenus précédemment.

(Tableau 3 ici)

---

[6] D'après un test du rapport de vraisemblance effectué sous la contrainte que $b_y = 1$ et $b_{yy} = 0$.

[7] La variable dichotomique distinguant les provinces et affectant la constante est positive et statistiquement différente de zéro pour l'échantillon (E2). Pour l'échantillon (E1), cette même variable n'est pas statistiquement différente de zéro.

On remarque que la critique anticipée n'est pas justifiée pour l'analyse de l'ensemble des firmes (E1) mais l'est pour l'analyse des firmes de grande taille (E2). En effet, pour l'échantillon (E2), b_w est positif et statistiquement différent de zéro au Québec alors qu'en Ontario, ce dernier n'est pas statistiquement différent de zéro. Les fonctions de coût moyen obtenues des échantillons (E1) et (E2) pour le Québec ainsi que celles obtenues de l'échantillon (E2) pour l'Ontario sont illustrées à la figure 1. Les points A, B et C représentent le nombre moyen d'expéditions de chaque échantillon et peuvent être interprétés comme représentant l'extrant de la firme représentative de l'échantillon correspondant. Il est à noter que la courbe Québec (E1) a été tracée qu'avec les observations du Québec même si les coefficients ont été estimés avec des observations des deux provinces. Nous remarquons que les grandes entreprises québécoises (Québec (E2)) opèrent à des coûts moyens inférieurs aux entreprises toutes tailles confondues de cette province (Québec (E1)). De plus, on remarque que les grandes entreprises québécoises ont des coûts moyens inférieurs aux grandes entreprises de l'Ontario (Ontario (E2)), du moins autour des tailles moyennes des échantillons respectifs. Ces comparaisons ont été obtenues en supposant que les entreprises opéraient dans les mêmes conditions ($w = \bar{w}$ et $q = \bar{q}$).

(Figure 1 ici)

Jusqu'à maintenant, nous avons introduit une variable de tendance dans nos régressions pour tenir compte du fait que nos données avaient un caractère temporel. Ce terme de tendance[8] ne peut pas être utilisé directement pour mesurer le progrès technique sans introduire des hypothèses fortes sur la composition de l'échantillon en termes de firmes. En effet, le coefficient du terme de tendance peut très bien mesurer des différences entre les firmes plutôt que le progrès technique. Nous allons maintenant aborder de façon détaillée le difficile problème de la mesure du progrès technique avec des données de panel incomplètes.

---

[8] Même si le tableau 2 de l'article Dionne-Gagné (1988) n'indique pas de résultats pour les coefficients des termes de tendance, ceux-ci étaient tout de même inclus dans la spécification.

2. Changements technologiques et croissance de la productivité dans les industries québécoise et ontarienne de transport par camion (1981-1988)

2.1 Modèle théorique

Si nous revenons à l'équation (1), nous pouvons montrer que le taux de progrès technique donné par[9] :

$$\dot{T} = -\frac{\dot{G}}{\varepsilon_y} \qquad (3)$$

où $\varepsilon_y \equiv \frac{\partial lnC\,(y, w, q\ A)}{\partial lny}$ et $\dot{G} \equiv \frac{\partial lnC\,(y, w, q, A)}{\partial A}\ (A(t) - A(t-1))$.

Le taux de progrès technique correspond en fait au rapport entre le déplacement de la fonction de coût *(G)* et l'élasticité des coûts par rapport à l'extrant *(ε_y)*.

Également, on peut démontrer que le taux de croissance de la productivité peut être relié au taux de progrès technique. Sachant que :

$$\dot{x} = \varepsilon_y\,\dot{y} + \dot{G} + \sum_{u=1}^{U} \varepsilon_{q_u}\,\dot{q}_u \qquad (4)$$

où $\dot{x}$ est un indice Divisia des taux de croissance des facteurs de production;

$\dot{y}$ est le taux de croissance de l'extrant;

ε_{q_u} est l'élasticité des coûts par rapport à la caractéristique u;

$\dot{q}_u$ est le taux de croissance de la caractéristique u;

---

[9] Voir Dionne et Gagné (1992) pour plus de détails.

et utilisant le fait que le taux de croissance de la productivité totale des facteurs *(PTF)* est par définition égal à $\dot{y} - \dot{x}$, on vérifie en utilisant (4) que

$$P\dot{T}F = (1 - \varepsilon_y)\,\dot{y} - \dot{G} - \sum_{u=1}^{U} \varepsilon_{q_u}\,\dot{q}_u. \qquad (5)$$

Le taux de croissance de la productivité totale des facteurs *(PTF)* comprend trois composantes : une variation d'échelle, une de progrès technique et une de variation des caractéristiques de l'extrant. La relation (5) nous indique également que le taux de croissance de la *PTF* mesure exactement le progrès technique *(T)* si et seulement si la technologie est caractérisée par des rendements à l'échelle constants $(\varepsilon_y = 1)$ et si et seulement si les caractéristiques technologiques (q_u) demeurent constantes. Autrement, nous devons utiliser les paramètres estimés de la fonction de coût pour calculer le progrès technique. Finalement, de (5) le taux de croissance de la *PTF* ajustée des variations des caractéristiques technologiques s'écrit :

$$P\dot{T}F^{*} = (1 - \varepsilon_y)\,\dot{y} - \dot{G}. \qquad (6)$$

Cette dernière mesure de la variation de la *PTF* est importante pour la discussion des résultats empiriques.

2.2 Spécification économétrique

Si nous revenons au modèle économétrique de la section 1, nous allons maintenant remplacer la variable de tendance par l'indice général de progrès technique proposé par Baltagi et Griffin (1988). Par contre, nous tenons à souligner que notre modèle est beaucoup plus général puisqu'il permet de tenir compte à la fois des variations des caractéristiques technologiques et des entrées et sorties des firmes de l'échantillon. La forme translogarithmique de $C(y, w, q, A)$ utilisée est donnée par :

$$
\begin{aligned}
\ell n\, C(y, w, q, A) = & \sum_{t=1}^{T} \gamma(t)\, D(t) \\
& + \sum_{t=1}^{T} \omega(t)\, D(t)\, \ell n(y/\bar{y}) \\
& + \sum_{t=1}^{T} \sum_{m=1}^{M} \sigma_m(t)\, D(t)\, \ell n(w_m/\bar{w}_m) \\
& + \sum_{t=1}^{T} \sum_{u=1}^{U} \rho_u(t)\, D(t)\, \ell n(q_u/\bar{q}_u) \\
& + \frac{1}{2}\, b_{yy}\, (\ell n(y/\bar{y})) \\
& + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^{M} \sum_{s=1}^{M} C_{ms}\, \ell n(w_m/\bar{w}_m)\, \ell n(w_s/\bar{w}_s) \\
& + \frac{1}{2} \sum_{u=1}^{U} \sum_{v=1}^{U} d_{uv}\, \ell n(q_u/\bar{q}_u)\, \ell n(q_v/\bar{q}_v) \\
& + \sum_{m=1}^{M} f_{ym}\, \ell n(y/\bar{y})\, \ell n(w_m/\bar{w}_m) \\
& + \sum_{u=1}^{U} g_{yu}\, \ell n(y/\bar{y})\, \ell n(q_u/\bar{q}_u) \\
& + \sum_{m=1}^{M} \sum_{u=1}^{U} h_{mu}\, \ell n(w_m/\bar{w}_m)\, \ell n(q_u/\bar{q}_u),
\end{aligned}
\tag{7}
$$

où $D(t) = 1$ à la période t et où la notation $\bar{Z}$ indique que l'approximation du logarithme de la fonction de coût s'effectue à la moyenne arithmétique des variables. Pour pouvoir estimer le taux de progrès technique, nous ajoutons les définitions suivantes :

$$\begin{aligned}
\gamma(t) &= a_o + A(t) + \alpha(t)\, DE(t) + \beta(t)\, DX(t)\,, \\
\omega(t) &= b_y + \phi_y(A(t) + \alpha(t)\, DE(t) + \beta(t)\, DX(t))\,, \\
\sigma_m(t) &= c_m + \psi_m(A(t) + \alpha(t)\, DE(t) + \beta(t)\, DX(t))\,, \; m = 1, \ldots, M, \\
\rho_u(t) &= d_u + \mu_u(A(t) + \alpha(t)\, DE(t) + \beta(t)\, DX(t))\,, \; u = 1, \ldots, U,
\end{aligned} \tag{8}$$

où a_o, b_y, c_m, d_u, ϕ_y, ψ_m, μ_u, $\alpha(t)$, $\beta(t)$ et $A(t)$ sont des paramètres; $DE(t) = 1$ si la firme n'est pas dans l'échantillon à la période t - 1, $DE(t) = 0$ autrement; $DX(t) = 1$ si la firme n'est pas dans l'échantillon à la période $t + 1$, $DX(t) = 0$ autrement. L'indice de progrès technique $A(t)$ est un paramètre à estimer. Pour identifier $A(t)$ aussi bien que a_o, b_y, c_m, d_u, ϕ_y, ψ_m, μ_u, $\alpha(t)$, et $\beta(t)$, nous posons $A(1) = 0$. De plus, puisque nous ne permettons pas d'entrée ni de sortie à la première et dernière période, nous posons également $\alpha(1) = \beta(1) = \alpha(T) = \beta(T) = 0$.

Lorsqu'un modèle avec données complètes est estimé ($DE(t) = DX(t) = 0$ pour $t = 1, \ldots, T$) et lorsque les caractéristiques technologiques ne sont pas prises en compte explicitement, notre modèle est équivalent à celui de Baltagi et Griffin (1988). Les définitions proposées en (8) correspondent à une spécification additive, c'est-à-dire qu'on suppose que les entrées et sorties peuvent affecter $A(t)$. Dionne et Gagné (1992) proposent également une spécification multiplicative. Dans ce cas, on suppose que les entrées et sorties affectent $\dfrac{\partial \ln C(y, w, q, A)}{\partial A}$ et non pas $A(t)$.

En utilisant les paramètres estimés à partir du système définit par (7) et (8), nous pouvons montrer que le taux de progrès technique estimé est obtenu de[10] :

---

[10] Voir Dionne et Gagné (1992) pour plus de détails.

$$\dot{T}(E) = \frac{1 + \hat{\phi}_y \, ln(y/\bar{y}) + \sum_{m=1}^{M} \hat{\psi}_m \, ln(w_m/\bar{w}_m) + \sum_{u=1}^{U} \hat{\mu}_u \, ln(q_u/\bar{q}_u)}{\hat{\varepsilon}_y} \left(\hat{A}(t) - \hat{A}(t-1)\right) \quad (9)$$

où

$$\hat{\varepsilon}_y = \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{b}_y + \hat{\phi}_y \left(\hat{A}(t) + \hat{\alpha}(t)\, DE(t) + \hat{\beta}(t)\, DX(t)\right)\right) D(t)$$

$$+ \hat{b}_{yy} \, ln\,(y/\bar{y}) + \sum_{m=1}^{M} \hat{f}_{ym} \, ln(w_m/\bar{w}_m) + \sum_{u=1}^{U} \hat{g}_{yu} \, ln(q_u/\bar{q}_u) \,, \quad (10)$$

est la valeur estimée de l'élasticité du coût total par rapport à l'extrant. La valeur estimée du ***PTF*** est donnée par

$$\dot{PTF}(E) = (1 - \hat{\varepsilon}_y)\, \dot{y} + \dot{T}(E)\, \hat{\varepsilon}_y - \sum_{u=1}^{U} \hat{\varepsilon}_{q_u} \dot{q}_u \,, \quad (11)$$

où

$$\hat{\varepsilon}_{q_u} = \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{d}_u + \hat{\mu}_u \left(\hat{A}(t) + \hat{\alpha}(t)\, DE(t) + \hat{\beta}(t)\, DX(t)\right)\right) D(t) + \sum_{v=1}^{U} \hat{d}_{uv} \, ln(q_v/\bar{q}_v)$$

$$+ \hat{g}_{yu} \, ln(y/\bar{y}) + \sum_{m=1}^{M} \hat{h}_{mu} \, ln(w_m/\bar{w}_m) \,, \; u = 1, \ldots U \,. \quad (12)$$

Finalement, le ***PTF*** ajusté aux variations des caractéristiques technologiques est donné par

$$\dot{PTF}^*(E) = \dot{y} - \left(\dot{x} - \sum_{u=1}^{U} \hat{\varepsilon}_{q_u} \dot{q}_u\right) . \quad (13)$$

2.3 Données et résultats empiriques

Le tableau 4 donne les moyennes des variables des échantillons utilisées pour cette partie de notre recherche. Comme ici nous n'avons pas à créer d'échantillon avec un sous-groupe de grandes firmes pour analyser les rendements à l'échelle, nous n'avons pas eu à regrouper les données du Québec et de l'Ontario pour obtenir un nombre suffisant d'observations. De plus, puisque l'évolution de la déréglementation au Québec est différente de celle de l'Ontario pour la période 1981 à 1988, nous avons cru bon estimer séparément les fonctions de coût des deux provinces. Finalement, le fait d'avoir deux échantillons différents permet de vérifier deux fois les hypothèses de travail proposées pour mesurer le progrès technique.

Le tableau 4 nous indique que les entreprises de transport ontariennes sont beaucoup plus grosses en moyenne que celles du Québec. Le nombre moyen d'expéditions des firmes québécoises est de 84 489,08 alors que celui des firmes ontariennes est de 178 644,78. De plus, la distance moyenne (q_1), le poids moyen (q_2), la charge moyenne (q_3) et le coût moyen de l'assurance par tonne-kilomètre (q_4) sont également supérieurs. Finalement, seul le prix du capital (w_3) est inférieur.

(Tableau 4 ici)

Le tableau 5 donne les résultats d'estimation des fonctions de coûts du Québec et de l'Ontario. Nous remarquons que plusieurs coefficients $\alpha(t)$ et $\beta(t)$ sont significativement différents de zéro. En fait, nous avons réestimé le modèle en posant $\alpha(t) = 0$ et $\beta(t) = 0$ et nous avons vérifié que les deux estimations présentées au tableau 4 sont statistiquement supérieures (test du ratio de vraisemblance) à celles qui contraignent les valeurs $\alpha(t)$ et $\beta(t)$ à être nulles.

(Tableau 5 ici)

Le tableau 5 indique également que les entreprises de l'Ontario ont une courbe de coût moyen en forme de U avec son minimum supérieur à la moyenne de l'échantillon alors que celles du Québec ont une courbe qui décroît exponentiellement. Ces résultats confirment ceux de la section précédente. Il semble donc que les entreprises du Québec n'ont pas encore atteint (en moyenne) le seuil critique des rendements constants; une constatation que l'on devait anticiper à la lecture du tableau 4.

(Tableau 6 ici)

Le tableau 6 présente les taux de croissance observés $(\dot{y} - \dot{x})$ et estimés de la ***PTF*** (équation 11). Ces calculs ne donnent pas nécessairement une bonne mesure du progrès technique car celui-ci ne représente qu'environ 10 % de la croissance de la ***PTF***. En effet, la croissance de la ***PTF*** représente une bonne mesure du progrès technique $(\dot{T})$ si et seulement si les rendements sont constants $(\varepsilon_y = 1)$ et les caractéristiques technologiques sont constantes $(\dot{q}_u = 0, u = 1...U)$ (voir équation 6). Les coefficients $\alpha(t)$ et $\beta(t)$ semblent avoir introduit des ajustements sur les indices estimés $A(t)$ et par conséquent sur le progrès technique $(T(E))$ (équation 9). Afin de mieux visualiser l'effet de ces ajustements, nous présentons, au tableau 7, les valeurs estimées du progrès technique. Ces résultats montrent un déclin continu et important du progrès technique au Québec de 1981 à 1988. La seule exception est la période 1984-1985 associée à la première vague de déréglementation de l'industrie. En Ontario, les résultats sont également négatifs pour la période de 1982 à 1988.

(Tableau 7 ici)

Si maintenant nous tenons compte des variations des caractéristiques de l'extrant pour corriger la croissance de la ***PTF*** (équation 13), nous observons que les taux ajustés du Québec sont beaucoup moins volatiles que les taux observés. En particulier, en 1984-1985, le taux observé est de -15,9 % (tableau 6) alors que le taux ajusté est de -4,5 % (tableau 7). Une différence encore plus spectaculaire est obtenue pour l'année 1987-1988, soit 63,4 % contre -4,6 %. Il est intéressant de souligner que ces deux dates correspondent aux deux périodes de changement de réglementation des années 80. Il semble que les entreprises québécoises aient ajusté leurs réseaux suite aux changements de réglementation. En fait, nous avons

calculé que de 1981 à 1988, le taux moyen de croissance de la distance moyenne (q_1) a été de 2,1 % alors que les taux moyens de croissance du poids moyen (q_2), de la charge moyenne de la capacité (q_3) et du coût unitaire de l'assurance (q_4) ont été respectivement de 6 %, 12,7 %, et de -7,9 %. Finalement, le tableau 8 nous indique que les taux de croissance de la *PTF* sont négatifs au Québec, à une exception près, un résultat qui peut paraître surprenant à prime abord mais cohérent avec ceux obtenus par Gordon (1991) pour l'industrie américaine du camionnage.

(Tableau 8 ici)

En Ontario, les résultats sont moins négatifs. Par contre, il est intéressant d'observer pour l'Ontario que les différences entre les taux de croissance observés et ceux ajustés pour les variations des caractéristiques sont plutôt faibles. Cette constatation est confirmée par les taux moyens de variation des qualités durant la période d'analyse : q_1 de -.2 %, q_2 de 5,3 %, q_3 de 3,6 % et q_4 de 2,9 %. Deux facteurs peuvent expliquer ces différences. D'une part, comme l'indique le tableau 4, les entreprises ontariennes ont une taille moyenne beaucoup plus grande que celle des entreprises québécoises. Il n'est donc pas étonnant d'observer des taux de croissance plus faibles. D'autre part, étant donné que plusieurs entreprises ontariennes ont fait face à la concurrence de l'industrie américaine déréglementée durant cette période, elles ont dû maintenir une certaine efficacité puisqu'elles n'avaient pas toute la souplesse d'ajustement de réseau de leurs concurrentes déjà déréglementées. Cette concurrence était particulièrement importante pour le transport en lots brisés. Durant la même période, les entreprises québécoises ont très peu concurrencé les entreprises américaines pour les lots brisés.

3. Conclusion : Importance des résultats pour des fins de politique économique

L'industrie québécoise de transport par camion a été fortement déréglementée en janvier 1988. L'industrie canadienne de camionnage extraprovincial a également subi une réforme importante à partir de 1984. Entre autre, le document «Aller sans entraves» de 1985 indiquait fortement à l'industrie et au public que le gouvernement fédéral prenait le leadership

de la réforme du camionnage extraprovincial. Le Québec, pour sa part, abolissait les tarifs fixes et généralisait la formule de dépôt en 1985. La loi entrée en vigueur en 1988 a principalement renversé le fardeau de la preuve sur les opposants aux dépôts de permis ce qui, en pratique, a éliminé toute forme d'opposition à l'obtention de nouveaux permis et a donné beaucoup de latitude et de flexibilité aux entreprises pour modifier et étendre leur réseau (Gonthier, 1988 et 1989). Il est important de souligner que les modifications apportées à la réglementation en 1988 étaient fortement anticipées par les entreprises, ce qui explique les ajustements très rapides de l'industrie québécoise à partir de 1988. Entre autres, durant l'année 1988, les entreprises québécoises ont rapidement étendu leurs activités aux régions qui leur étaient difficile d'accès sous l'ancienne législation. Ce qui explique les fortes variations observées des variables de caractéristiques technologiques (q) et, par conséquent, de la *PTF* non ajustée (tableau 6).

La réforme ontatienne a été influencée par l'importance de l'activité transfrontalière Ontario-États-Unis et il semble qu'elle a contribué à protéger les acquis des entreprises ontariennes dans cette activité, une préoccupation moins marquée au Québec. De plus, pour les besoins de notre discussion des résultats, l'Ontario n'a pas modifié sa loi sur la manière de délivrer les permis avant décembre 1988 ce qui peut expliquer le fait qu'il n'y ait pas eu de changement marqué de la *PTF* en 1988 alors que l'industrie québécoise semble avoir réagie rapidement à la nouvelle loi québécoise. En effet, cette loi était anticipée et même attendue depuis plusieurs années. Il sera intéressant de vérifier comment l'industrie ontarienne a réagi en 1989-1990 au changement de la loi ontarienne. Malheureusement, nous n'avons pas encore eu accès aux données nous permettant de mesurer cette réaction.

De façon générale, les résultats de cette étude ont indiqué que les industries québécoise et ontarienne de transport par camion avaient une structure de coûts qui pouvait permettre la libre concurrence à long terme. Ils ont aussi indiqué que les petites entreprises ont des coûts moyens supérieurs aux grandes entreprises ce qui suggère aux premières qu'elles doivent se fusionner ou s'intégrer dans des réseaux pour survivre à long terme. Par ailleurs, les résultats illustrés par la figure 1 confirme les résultats obtenus précédemment pour la période 1981-1985 en ce qui a trait aux coûts relatifs de production entre l'Ontario et le Québec. En effet, la firme représentative québécoise a des coûts totaux inférieurs à celle de

l'Ontario opérant dans les mêmes conditions, soit à $y = \bar{y}$, $w = \bar{w}$ et $q = \bar{q}$. Finalement, les résultats indiquent que la croissance de la productivité a été négative au cours de la période d'analyse au Québec et plutôt nulle en Ontario, une tendance aussi observée aux États-Unis (Gordon, 1991).

Bibliographie

BALTAGI, B.H.; GRIFFIN, J.M. «A General Index of Technical Change», *Journal of Political Economy*, 96(1), 1988, p. 20-41.

DENNY, M.; FUSS, M.; WAVERMAN, L. «The Measurement and Interpretation of Total Factor Productivity in Regulated Industries, with an Application to Canadian Telecommunications», dans *Productivity Measurement in Regulated Industries*, T.G. Cowing and R.E. Stevenson (Eds.), Academic Press, 1981, p. 179-218.

DIEWERT, W.E.; WALES, J.J. «Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions», *Econometrica*, 55(1), 1987, p. 43-68.

DIONNE, G.; GAGNÉ, R. «Measuring Technical Change and Productivity Growth with Varying Output Qualities and Incomplete Panel Data», Cahier de recherche n° 810, CRT, Université de Montréal, 1992, 28 p.

FRIEDLAENDER, A.F.; SCHUR BRUCE, S. «Augmentation Effects and Technical Change in the Regulated Trucking Industry, 1974-1979», dans *Analytical Studies in Transport Economics*, A.F. Daughety (Ed.), Cambridge University Press, Cambridge, 1985, p. 29-63.

FRIEDLAENDER, A.F.; WANG CHIANG, S.J. «Productivity Growth in the Regulated Trucking Industry», dans *Research in Transport Economics*, volume I, T.E. Keller (Ed.), JAI Press Inc., 1983.

GAGNÉ, R. «On the Relevant Elasticities Estimates for Cost Structure Analyses of the Trucking Industry», *The Review of Economics and Statistics*, 72(1), 1990, p. 160-164.

GAGNÉ, R. «Réglementation et technologie dans l'industrie du transport par camion : une présentation de la méthodologie», *L'Actualité économique*, 64(2), 1988, p. 287-310.

GAGNÉ, R.; DIONNE, G. «Qu'en est-il des rendements d'échelles dans les industries québécoises et ontariennes de transport par camion?», *L'Actualité économique*, 64(3), 1988, p. 380-395.

GONTHIER, G. «Le camionnage pour compte d'autrui au Québec», Direction du transport routier des marchandises, Ministère du transport du Québec, 1988.

GONTHIER, G. «La déréglementation du camionnage au Québec un an après : de la théorie à la pratique», Direction du transport routier des marchandises, Ministère du transport du Québec, 1989.

GORDON, R.J. «Productivity in the Transportation Sector», Cahier de recherche n° 3815, National Bureau of Economic Research Inc., 1991.

Tableau 1

Moyenne des variables des échantillons E1 et E2

Variable	E1(N = 803)	E2(N = 162)
CT	17 527 755,06	53 474 223,18
w_1	0,39	0,37
w_2	29 846,36	31 127,40
w_3	1,02	0,85
w_4	6 804,17	8 741,14
y	109 844,48	434 294,34
q_1	463,57	709,49
q_2	6,93	1,74
q_3	0,061	0,039
q_4	0,007	0,003

Tableau 2

Coefficients estimés de la fonction de coût total des échantillons E1 et E2, 1981-1988 [1]

Coefficient	Variable	Valeur estimée (Statistique t)			
		E1 (N = 803)		E2 (N = 162)	
		Québec	Ontario	Québec	Ontario
a_o	Constante	17,8960** (175,65)	18,0034** (209,74)	18,1935** (161,20)	18,5335** (262,59)
b_y	y	0,8932** (27,63)	0,8537** (30,79)	1,1401** (13,31)	0,9766** (16,61)
c_1	w_1	0,0638** (11,00)	0,0535** (10,15)	0,0516** (9,91)	0,0328** (7,53)
c_2	w_2	0,1758** (18,10)	0,1511** (17,06)	0,1557** (15,52)	0,1419** (15,39)
c_3	w_3	0,2731** (31,83)	0,2418** (30,80)	0,2940** (24,94)	0,2329** (22,58)
d_1	q_1	0,4765** (8,28)	0,5912** (11,55)	0,3220** (2,29)	0,4318** (6,32)
d_2	q_2	0,8624** (18,28)	0,8421** (21,09)	0,8051** (9,72)	0,8690** (15,72)
d_3	q_3	-0,3099** (-5,86)	-0,2714** (-6,38)	-0,1122 (-0,94)	-0,0863 (-1,10)
d_4	q_4	0,2448** (6,40)	0,2531** (7,33)	0,2826** (2,81)	0,3128** (5,13)
e	T	0,1048+ (1,66)	0,0378 (0,65)	-0,0798 (-1,07)	-0,0235 (-0,38)
b_{yy}	$1/2(y)^2$	0,0352** (3,24)	0,0352** (3,24)	0,1163 (1,64)	0,1163 (1,64)
R^2 (ajusté)		0,8576		0,8778	
Log(L)		5392,7772		1425,6503	

** Statistiquement significatif au seuil de 1%
* Statistiquement significatif au seuil de 5%
+ Statistiquement significatif au seuil de 10%

1 Ce tableau ne contient pas tous les coefficients estimés mais seulement ceux que nous avons retenus pour l'interprétation des résultats. La liste complète est disponible sur demande auprès des auteurs.

Tableau 3

Coefficients b_{yy}, Québec et Ontario (Statistique t)

Échantillon	Québec	Ontario
E1 (803 observations)	0,0220 + (1,79)	0,0469** (3,91)
E2 (162 observations)	0,3221* (2,36)	0,0812 (1,08)

** Statistiquement significatif au seuil de 1 %.
* Statistiquement significatif au seuil de 5 %.
+ Statistiquement significatif au seuil de 10 %.

Tableau 4

Moyenne des variables des entreprises de camionnage du Québec et de l'Ontario (1981-1988)

Variable	Québec	Ontario
CT	11 361 002,79	29 834 367,24
w_1	0,41	0,37
w_2	29 831,69	31 520,85
w_3	1,03	0,96
w_4	6 210,16	7 790,96
n	84 499,08	178 644,78
q_1	398,78	571,59
q_2	4,90	7,65
q_3	0,045	0,072
q_4	0,002	0,013

Tableau 5

Coefficients estimés de la fonction de coût total du Québec et de l'Ontario 1981-1988

Coefficient	Québec		Ontario	
	Valeur estimée	Statistique-t	Valeur estimée	Statistique-t
a_o	17,0313**	158,25	19,0395**	107,62
b_y	0,7303**	14,61	0,8836**	18,75
c_1	0,0863**	11,60	0,0167+	1,87
c_2	0,1891**	14,56	0,1251**	8,78
c_3	0,3377**	22,49	0,1880**	16,74
d_1	0,4467**	4,53	0,6082**	6,64
d_2	0,7360**	9,53	0,8194**	12,99
d_3	-0,4999**	-6,08	-0,0055	-0,07
d_4	0,2085**	3,84	0,3233**	5,00
b_{yy}	-0,0129	-0,55	0,0468**	2,69
c_{11}	0,0478**	13,10	0,0293**	8,46
c_{12}	-0,0031	-0,82	0,0034	0,90
c_{13}	-0,0197**	-6,92	-0,0064**	-2,80
c_{22}	0,0478**	6,08	0,0054	0,72
c_{23}	-0,0318**	-4,83	-0,0106**	-2,39
c_{33}	-0,0499**	-6,46	-0,0122**	-2,79
d_{11}	-0,1094	-1,03	0,0966**	3,03
d_{12}	0,0903+	1,82	-0,0344	-1,46
d_{13}	0,0606	1,08	0,1536**	7,65
d_{14}	-0,0238	-0,85	0,0324+	1,90
d_{22}	-0,0082	-0,16	0,1020**	4,25
d_{23}	-0,0847*	-2,12	-0,1097**	-4,00
d_{24}	-0,0465*	-1,98	-0,0198	-1,54
d_{33}	0,2380**	5,84	0,2957**	10,41
d_{34}	0,0287	1,11	0,0674**	4,20
d_{44}	0,0099	0,68	0,0192	1,46

Coefficient	Québec		Ontario	
	Valeur estimée	Statistique-t	Valeur estimée	Statistique-t
f_{y1}	0,0055+	1,87	0,0011	0,59
f_{y2}	0,0114*	2,37	0,0119**	3,81
f_{y3}	0,0020	0,41	-0,0091**	-3,55
g_{y1}	0,0449	1,16	-0,0290+	-1,68
g_{y2}	-0,0507+	-1,85	0,0513**	2,85
g_{y3}	-0,1113**	-4,10	-0,0686**	-3,52
g_{y4}	-0,0267	-1,65	-0,0200*	-1,98
h_{11}	-0,0135*	-2,43	-0,0201**	-7,56
h_{21}	-0,0875**	-9,61	-0,0702**	-15,52
h_{31}	0,0410**	4,73	-0,0058	-1,58
h_{12}	0,0124**	2,96	0,0117**	4,74
h_{22}	0,0003	0,05	0,0044	1,06
h_{32}	0,0124+	1,89	0,0087**	2,59
h_{13}	-0,0263**	-5,55	-0,0385**	-14,52
h_{23}	-0,0236**	-3,04	-0,0463**	-10,35
h_{33}	-0,0024	-0,31	-0,0161**	-4,41
h_{14}	-0,0150**	-5,52	-0,0178**	-9,49
h_{24}	-0,0150**	-3,33	-0,0186**	-5,93
h_{34}	-0,0084*	1,97	-0,0130**	-5,11
A(82)	-0,1158	-1,36	0,0601	0,81
A(83)	-0,3239*	-2,34	0,0099	0,14
A(84)	-0,1829+	-1,82	0,0452	0,68
A(85)	-0,2190*	-2,03	-0,0513	-0,72
A(86)	-0,2017+	-1,96	-0,0437	-0,58
A(87)	-0,1648+	-1,72	-0,0508	-0,78
A(88)	-0,0936	-1,19	-0,1320	-1,54
ϕ_y	-0,2106	-1,23	-0,2815+	-1,68
ψ_1	-0,0506**	-2,68	0,0720	1,50
ψ_2	-0,1249**	-2,60	0,0602	1,21
ψ_3	0,2198*	2,32	0,0066	0,26

Coefficient	Québec		Ontario	
	Valeur estimée	Statistique-t	Valeur estimée	Statistique-t
μ_1	0,4835+	1,74	-0,0394	-0,22
μ_2	0,2641	1,49	-0,1988	-1,04
μ_3	0,5947+	1,95	0,5622*	2,22
μ_4	0,4233**	2,75	0,4652**	2,98
σ(82)	-0,1711	-1,61	-0,2539+	-1,73
σ(83)	0,1038	0,91	0,0014	0,02
σ(84)	0,0473	0,38	0,4532	1,58
σ(85)	0,2378+	1,95	-0,0318	-0,39
σ(86)	-0,1570	-1,13	0,0405	0,54
σ(87)	0,0186	0,20	-0,1335	-1,47
β(82)	-0,0777	-0,56	-0,1647	-1,45
β(83)	0,2446+	1,87	-0,1419	-1,27
β(84)	-0,1901	-1,45	-0,3536	-1,63
β(85)	-0,1280	-1,15	0,2571	1,52
β(86)	-0,1882+	1,82	-0,0015	-0,02
β(87)	-0,4824*	-2,22	-0,3104	-1,38
log(L)	1 859,3253		2 472,4445	
R^2(ajusté)	0,74		0,86	
nb. de coefficients	72		72	
nb. d'observations	269		329	

** Statistiquement significatif au seuil de 1 %.
* Statistiquement significatif au seuil de 5 %.
+ Statistiquement significatif au seuil de 10 %.

Tableau 6

Taux de croissance observés et estimés de la PTF
Moyennes annuelles

ANNÉE	Québec		Ontario	
	Observé	Estimé	Observé	Estimé
1981-82	-0,062	-0,103	-0,133	-0,073
1982-83	-0,221	-0,162	-0,088	0,011
1983-84	-0,107	0,009	-0,036	-0,146
1984-85	-0,159	-0,100	-0,037	0,022
1985-86	0,118	0,100	0,018	-0,068
1986-87	0,170	0,201	0,020	-0,005
1987-88	0,634	0,817	-0,011	0,014

Tableau 7

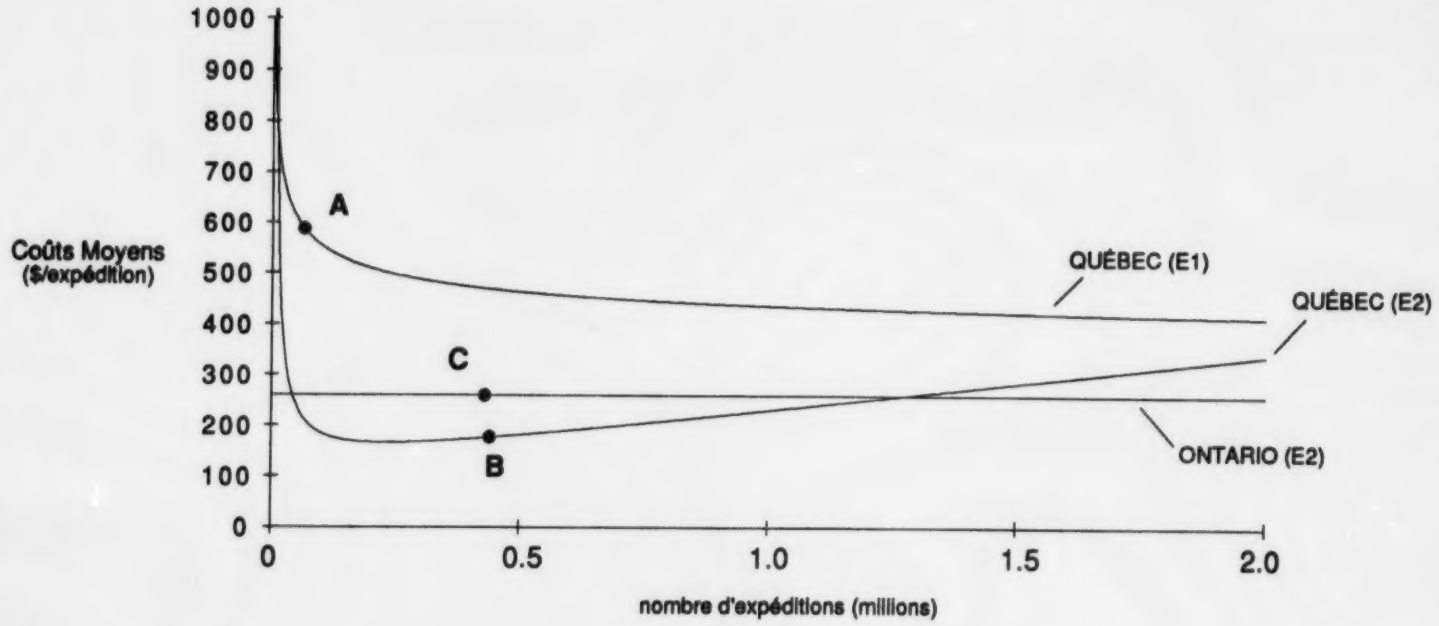
Valeurs estimées du progrès technique
Moyennes annuelles

Année	Québec	Ontario
1981-82	-0,033	0,023
1982-83	-0,028	-0,019
1983-84	-0,039	0,013
1984-85	0,014	-0,010
1985-86	-0,008	0,003
1986-87	-0,023	-0,002
1987-88	-0,042	-0,021

Tableau 8

Taux de croissance ajustés de la PTF
Moyennes annuelles

Année	Québec	Ontario
1981-82	-0,002	-0,054
1982-83	-0,081	-0,116
1983-84	-0,139	0,123
1984-85	-0,045	-0,057
1985-86	0,032	0,098
1986-87	-0,015	0,033
1987-88	-0,046	-0,046

FIGURE 1

Fonctions de coût moyen
Québec et Ontario